

【学术探索】

知识密集型服务业与制造业协同集聚的创新效应研究

◎ 储伊力

合肥工业大学管理学院 宣城 242000

摘要: [目的/意义] 旨在比较分析知识密集型服务业与制造业在不同发展阶段和不同的区域协同集聚的创新效应。[方法/过程] 在理论分析的基础上,以安徽省和浙江省 27 个城市为研究对象,选取 2003-2015 年的面板数据,运用空间计量回归模型分析和比较两个省份知识密集型服务业与制造业的产业协同集聚度对创新产出的影响情况。[结果/结论] 知识密集型服务业与制造业的协同集聚能够形成区域创新群落,带动整个区域的创新发展,但是从具体情况来看,存在高水平城市对低水平城市的极化效应,其中浙江省的极化效应更加明显,这不利于区域整体的均衡全面发展,需要上级政府的正确引导和下级政府的积极配合加以改善。

关键词: 知识密集型服务业 制造业 协同集聚 空间计量学

分类号: F207

引用格式: 储伊力. 知识密集型服务业与制造业协同集聚的创新效应研究 [J/OL]. 知识管理论坛, 2018, 3(4): 198-207[引用日期]. <http://www.kmf.ac.cn/p/141/>.

1 引言

随着中国经济“新常态”的到来,中国制造业成本优势和“人口红利”逐渐消失,制造业逐渐进入疲软状态,转变经济增长方式,实现产业转型升级是中国制造业未来发展的方向。20 世纪 80 年代出现了“产业服务化”的理论,即服务业将慢慢融入制造业中,产业结构慢慢由

“工业型经济”向“服务型经济”转变。在现代服务业中,知识密集型服务业(knowledge-intensive business service industry,简称 KIBS)是以知识为输入和输出的服务产业,它通过知识的创造与转移来促进创新^[1]。作为新兴产业,知识密集型服务业是未来经济增长的发动机,能够契合制造业在转型升级中对高新技术、专业知识和高标准管理能力的要求^[2-3]。目前,知

基金项目: 本文受中央高校基本科研业务费专项资金资助,系合肥工业大学博士学位人员专项资助基金项目“安徽省知识密集型服务业与制造业协同集聚的创新效应研究”(项目编号: JZ2018HGBZ0179)研究成果之一。

作者简介: 储伊力 (ORCID: 0000-0002-8436-6266), 讲师, 博士, E-mail: true111@foxmail.com。

收稿日期: 2018-05-22

发表日期: 2018-08-11

本文责任编辑: 刘远颖

知识密集型服务业的定义和分类方法繁多, 根据对现有文献的梳理, 可以认为: 知识密集型服务业是知识经济时代下所衍生出的具有高知识性、高技术性、高专业化和高互动性的高端服务业, 能够帮助制造业企业研发更高水准的专利、技术和成果^[4]。知识密集型服务业与制造业的有效协同和良性互动最终将会促进知识的创造与流动, 形成“双轮驱动”的创新效应。随着“双轮驱动”战略的纵深推进, 产业协同集聚已成为优化产业布局、促进结构转型的重要手段^[5]。在此背景下, 如何衡量“双轮驱动”战略下产业协同集聚的创新效应, 成为摆在业界与学界面前的重要研究课题。

在很多发达国家, 知识密集型服务业被充分重视并在经济社会中发挥着很大的作用。如在日本, 知识密集型服务业已被整合到国家创新体系中; 在英国, 知识密集型服务业部门贡献了约 35% 的服务贸易出口额。然而, 中国目前的知识密集型服务业发展相对落后, 所以相关研究成果相对较少。已有研究中, 仅少数文献关注到知识密集型服务业对创新产出的影响, 这些研究往往更多侧重于知识密集型服务业自身的创新效应^[6], 少有研究分析知识密集型服务业与制造业协同集聚的创新效应, 而知识密集型服务业往往作用和服务于制造业, 只有二者达到充分的协同契合, 才能真正对区域创新发挥作用。且现有研究往往基于中国或某区域整体情况对知识密集型服务业与制造业的协同情况进行探讨, 没有进行比较分析, 而不同的区域拥有不同的发展特点, 知识密集型服务业与制造业的协同程度和方式也会有所差异, 所以其创新效应也将有所不同, 在提出产业创新发展策略上必须区别对待。因此, 本文对安徽省与浙江省两个区域进行比较研究, 选择这两个区域的原因是: 首先, 两个省份地理上邻接, 同属于长三角经济区, 在地理上有一定的相似性; 其次, 这两个省份经济发展阶段、发展特点不同, 在经济上有一定的差异性, 二者的相似性和差异性可以帮助我们更好地观察产

业协同集聚在不同类型地区的协同创新效应; 最后, 相较其他地区, 这两个省份的统计数据较为全面, 且统计口径基本一致, 具备可统计性。另外考虑到现有研究的研究数据多以省份为单位, 研究范围较大, 本文将研究单位细化为两个省内的 27 个城市, 以城市为单位, 使研究结论更加具体和有针对性。

那么, 在我国当前发展阶段, 知识密集型服务业与制造业在不同区域的关联程度有怎样的差异? 二者的协同集聚是否能够促进区域内技术创新能力的提高? 如果可以, 不同地区产业协同集聚度对于创新是否存在不同的影响, 分别发挥着怎样的作用? 本文希望通过研究厘清这些问题, 为下一步区域产业规划布局、制定相关政策提供一定的理论借鉴。

2 指标选取与数据来源

2.1 指标选取

(1) 被解释变量: 创新产出 (pat)。考虑到数据的可及性, 本文采用专利申请数表征创新产出, 这也是国内大部分学者, 如李向东^[7], 吕民乐^[8]和张振刚^[9]等选择的表征方法。专利数据除了较容易获取之外, 各地区专利申请、审查和授权的标准和制度基本统一且较为稳定和客观, 因此不同的地区的专利数据具备可比性, 并且专利数据与创新活动关系密切, 可以直观反映企业或地区的创新能力。专利数据包括专利申请数和专利授权数, 之所以选择专利申请数而非专利授权数是因为专利从申请到最后授权具有时间差, 存在较长的时间滞后性, 选择专利申请数据可以尽量避免因时间滞后带来的误差。

(2) 核心解释变量: 知识密集型服务业与制造业的协同集聚度 (co)。本文将以提供服务的部门提供的服务或产品中所具备的知识量、专业化程度及提供服务的部门与其客户的互动频率及互动方式作为知识密集型服务业的划分依据, 同时考虑到知识密集型服务业对于环境的敏感性和数据可及性等要求, 重点参考

中国国务院发展研究中心的划分标准,并结合我国2002年修订的《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)第三产业的统计门类,将知识密集型服务业划分为:信息传输、计算机服务和软件业(下文简称“信息服务业”),金融业,商业服务业,科学研究、技术服务业和地质勘查业(以下简称“科技服务业”)以及教育业五大类,依此对数据进行收集和整理。

关于产业协同集聚程度指标的测算,国内外学者也进行了很多的探索,如国外学者G. Ellison和E. L. Glaser^[10]构建的E-G指数、G. Duranton和H. G. Overman构建的D-O指数^[11]及S. B. Billings、E. B. Johnson^[12]构建的Colocalization指数;国内运用较为广泛的有陈国亮和陈建军构建的 γ 指数^[13],以及杨仁发^[14]基于 γ 指数基础上所构建的Coaggl指数。

本研究借鉴陈国亮、陈建军^[13]和杨仁发^[14]的方法,首先构建知识密集服务业与制造业的区位熵,这是产业集聚度的衡量指标,再利用二者的区位熵构建知识密集型服务业与制造业的协同集聚程度。每个区域的知识密集型服务业与制造业的发展都存在交错、动态和非均衡特征,区域经济发展水平会影响产业的协同集聚情况,而传统的产业协同集聚度算法没有考虑到区域经济发展水平,就可能存在两个产业发展集聚程度较接近但是各自水平都不高的情况^[15],这种情况所计算的协同集聚水平也会较高,但这是一种“虚高”的现象,不能说明产业间融合达到很高的水平,并且原来的产业协同集聚算法仅能从数量上反映产业协同集聚的分布情况,不能从质量上反映产业协同集聚的结合程度。因此本文进一步加入地区发展程度指标,用以对这种情况进行纠正。具体计算公式如下:

$$L_{mn} = \frac{e_{mn} / E_m}{e_n / E} \quad \text{公式(1)}$$

$$Co_n' = \left(1 - \frac{|L_{in} - L_{jn}|}{L_{in} + L_{jn}} \right) \quad \text{公式(2)}$$

$$Co_n' = \left(1 - \frac{|L_{in} - L_{jn}|}{L_{in} + L_{jn}} \right) \cdot \left(\frac{\overline{GDP}_n}{\overline{GDP}} \right) \quad \text{公式(3)}$$

其中公式(1)为区位熵,表示单一产业的集聚情况,公式(2)中, Co_n 表示n市知识密集型服务业与制造业的产业协同集聚指数的一般算法,大部分学者按照此法计算产业协同集聚度,如伍先福、豆建民^[16]。其中 L_{in} 与 L_{jn} 分别表示n市i产业与j产业的区位熵,即知识密集型服务业与制造业的区位熵,但是如上文所述,该算法可能出现产业协同集聚度“虚高”的情况。公式(3)中, Co_n' 为产业协同集聚指数的改进算法,即在公式(2)的基础上,加入了区域发展程度指标,该指标用考察期内本地GDP与全国GDP均值之比表示。本文用公式(3)来计算浙江省与安徽省的KIBS与制造业产业协同集聚指数。当 Co_n' 值越大,说明产业协同集聚程度越高。本研究的协同集聚度不仅考虑了产业集聚数量上的接近,也在一定程度上反映了产业协同集聚的效果及质量。

(3)控制变量包括如下几个因素,政府科技经费投入(tec):本文以地区财政科学技术支出对政府科技经费投入加以表征。外商直接投资(fdi):以外商直接投资额表示。信息化水平(inf):关于信息化水平,不同的学者根据不同的研究需求选择了不同的表征方式,本文考虑到数据的可及性,参考树友林^[17]和李雷鸣^[18]等的变量选择方法,以邮政业务与电信业务总量来表示信息化水平。人力资本(lab):人力资本即区域内有一定知识、技能、价值的劳动群体^[19],关于人力资本的表征变量,也存在较多选择,本文参考林毅夫^[20]、廖敬文^[21]等人的变量选择方法,以高等学校在校学生数量表示人力资本,这一方面是由于高等学校在校学生数量体现了地区对于教育的重视,而地区对于教育的重视可以体现当地政府对于创新的重视,如李习宝在研究中发现,一个地区对教育的投入程度及政府对科技的支持力度是促进地区创新能力的两个关键因素^[22]。另一方面,技术创新

需要较高级的人力资源加以支撑,这些人往往受到较多的教育,拥有较高的知识水平。

2.2 数据来源

各数据主要来源于2004-2015年的《中国城市统计年鉴》,部分来源于2004-2015年的《安徽省统计年鉴》和《浙江省统计年鉴》,其中专利数据来自于安徽省和浙江省的知识产权局公布的2006-2015年度或月度数据。

由于2004年国家统计部门对劳动力的分类进行了调整,所以2004年以前和2004年以后的《中国城市统计年鉴》中从业人员分类有所差异,为了保证统计数据的一致性,本文所有自变量数据取自2004年之后。另外,考虑到新产品从开始研发到完成研发再到申请专利需要一定的时间,可能存在一定的滞后性,本文为了确定因变量的时间跨度,分别用非滞后和滞后的专利数据作为因变量,其他数据作为自变量进行了数据预回归,回归结果表明以滞后一期的专利数据为因变量的回归模型结果拟合性最高,因此,本文表征创新产出的专利申请数据选择时间为2006-2015年,其余自变量和控制变量,即产业协同集聚度、信息化水平、研发投入、人力资本、外商直接投资的选择时间为2005-2014年。

3 计量方法与模型设定

创新产出具有显著的溢出效应,并且外部经济学和城市经济学都肯定了产业集聚的知识溢出性,如果在设立模型时仅采用普通最小二乘法而不考虑空间效应,可能会导致模型的估算存在偏误,因此在本部分采用空间计量方法进行研究。

空间计量模型最先运用于横截面数据,后逐渐推广至空间面板计量模型。其中,一般形式的静态空间计量模型可以表达为:

$$\begin{cases} y_{it} = \rho w'_i y_t + \beta x'_{it} + \delta m'_i X_t + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \lambda n'_i \varepsilon_t + v_{it} \end{cases} \quad \text{公式(4)}$$

公式(4)中,i表示地区,t表示时间, $\rho w'_i y_t$

表示空间滞后项, $w'_i y_t = \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt}$, w_{ij} 是空间权重矩阵W的(i,j)元素, w'_i 表示空间权重矩阵W的第i行, u_i 为区域i的个体效应, $\delta m'_i X_t$ 表示解释变量的空间滞后, m'_i 表示对应空间权重矩阵M的第i行, γ_t 表示时间效应, ε_{it} 为扰动项, $\lambda n'_i \varepsilon_t$ 表示扰动项空间权重矩阵N的第i行。

上述模型是空间计量回归模型的最一般形式,但是根据L. Anselin等人的研究成果,这个最一般的空间面板模型不可识别^[23],因此,需要为该模型给定一些限制^[24]。在研究文献中通常应用的是以下几种情形的回归模型:当公式(4)中的 λ 为0时,即为空间杜宾模型(SDM)。当式中的 ρ 和 δ 都为0时,模型为空间误差模型(SEM);当式中的 δ 为0时,模型为空间自相关模型(SAC);当式中的 λ 和 δ 都为0时,模型为空间自回归模型(SAR)^[25]。

为了观察某地区产业协同集聚度对其周边地区创新的影响,本文还将总效应拆分为直接效应和间接效应加以进一步分析,具体算法如下:本文中,因为空间权重矩阵均采用地理距离矩阵,所以矩阵w就是矩阵m,后面均用w表示,另外设 $R = u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$,则公式(4)简化整理后可以写成:

$$y_{it} = (I - \rho w)^{-1}(\beta x + \delta wx) + R \quad \text{公式(5)}$$

其中,I为局部Moran指数(考虑篇幅原因,本文不再展开阐述),因变量在特定时点对k个自变量从单元1到单元N的偏导矩阵可以写成:

$$(I - \rho w)^{-1}(\beta x + \delta wx) = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y)}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial E(y)}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} \quad \text{公式(6)}$$

由于空间相关性的存在,当某空间单元的某自变量发生变化时,该自变量在影响该空间单元被解释单元的同时,还会对其他空间单元的被解释变量产生影响,其中,对自身空间单元的影响称之为“直接效应”,对其他空间单元的影响称之为“间接效应”。公式(5)可以

解释空间计量模型直接效应和间接效应,即直接效应为 $(I - \rho w)^{-1}(\beta x + \delta wx)$ 的对角线元素,间接效应为非对角线元素。

为了尽量避免因时间变化趋势而产生的异方差问题,本文对所有变量进行取对数处理,将本文中的自变量的对数形式带入,上式中的因变量为即 y_{it} 为 $\ln inno_{it}$,解释变量可以表示为:

$$\beta x'_{it} = \beta_1 co_{it} + \beta_2 \ln tec_{it} + \beta_3 \ln lab_{it} + \beta_4 \ln fdi_{it} + \beta_5 \ln inf_{it}$$

公式 (7)

4 实证结果与结果分析

4.1 实证结果

根据上述的研究方法建立实证模型,空间权重矩阵方面,本部分采用地理距离权重矩阵作为计量模型的空间权重矩阵,这样可以避免单纯的二元邻接矩阵所忽视的距离很近但是却并不相邻的城市之间存在的空间关联性,也可以避免因人力资本、经济发展水平等权重元素可能内生于创新知识生产活动的问题^[26]。

常见的空间距离权重矩阵的计量赋值方法有:距离倒数、距离平方倒数、距离衰减函数等,本文采用两点之间的弧面距离倒数作为距离权重矩阵的赋值方法,假设所求的空间观点 i 、 j 的经纬度分别为 $i(x_1, y_1)$ 、 $j(x_2, y_2)$,那么本文所采用的空间距离权重矩阵如下:

$$W_{ij} = 1/R \cdot \arccos [\cos y_1 \cdot \cos y_2 \cdot \cos(x_1 - x_2) + \sin y_1 \cdot \sin y_2]$$

其中,分母表示 i 地与 j 地的地球球面距离, R 表示地球的半径。其中,各城市的经纬度数据来自于 Google 地图,距离权重矩阵的测算运用了 Arcgis10.3 和 Geoda 软件,之后的相关检验及回归分析运用了 STATA 14。

为确保模型的科学准确性,本文对模型中所有变量构成的回归表达式进行整体的空间相关性检测,得出的结果如表 1 所示,通过 GLOBAL Moran MI 和 GLOBAL Geary GC 两种方法的检验,回归模型都通过了显著性检验,这从数据上证明了本文采用空间计量模型的必要性。

表 1 回归模型的空间相关性检验

地区 检验方法	皖浙两省		安徽省		浙江省	
	检验值	P 值	检验值	P 值	检验值	P 值
GLOBAL Moran MI	0.33	0.00	0.30	0.00	0.35	0.00
GLOBAL Geary GC	0.67	0.00	0.71	0.00	0.60	0.00

由于存在四种空间计量模型 (SDM、SEM、SAC 和 SAR),为了确定各计量模型的适宜性,本文对其进行了似然比检验 (LR 检验) 和拉格朗日乘子检验 (LM 检验),检验结果如表 2 所示,从检验结果可得知,4 种模型在所有检验方法上中均通过了 10% 显著性检验,宽泛来看,4 种模型都是适宜的。接着,根据 Hausman 检验的结果确定 3 个模型都适宜采用固定效应模型进行拟合。由于存在 4 种不同的空间计量模型,且各个模型中自变量对因变量的回归结果有一定的差异,因此本文根据空间计量模型检验的结果,并结合 R^2 和

对数似然值,最终分别为皖浙两省、安徽省、浙江省选择了 SAC 模型、SDM 模型和 SDM 模型作为分析模型 (为节省篇幅,本文仅展示分析所选择的计量模型,如果需要其他类型的空间计量模型结果,可以向作者索取),为了比较传统计量模型与空间计量模型的差异性,本文同时将传统 OLS 模型的统计结果纳入表 3 中,可见传统计量模型大部分检验结果与空间计量模型的检验结果基本一致,这说明了模型建立的稳定性,但是当没有考虑区域溢出效应的时候,传统 OLS 模型往往高估变量的影响效果。

表 2 空间计量模型的检验与比较

检验类型	检验方法	皖浙两省		安徽省		浙江省	
		检验值	P 值	检验值	P 值	检验值	P 值
SAR 模型检验	LR	38.400	0.000	28.458	0.000	13.252	0.000
SEM 模型检验	LM Error (Burridge)	65.697	0.000	24.591	0.000	26.035	0.000
	LM Error (Robust)	21.288	0.000	6.377	0.012	3.307	0.069
SDM 模型检验	LM Lag (Anselin)	75.141	0.000	23.303	0.000	47.454	0.000
	LM Lag (Robust)	30.732	0.000	5.089	0.024	24.726	0.000
SAC 模型检验	LM SAC (LMErr+LMLag_R)	96.428	0.000	29.680	0.000	50.761	0.000
	LM SAC (LMLag+LMErr_R)	96.428	0.000	29.680	0.000	50.761	0.000

表 3 不同地区产业协同集聚度对创新产出影响的回归结果

变量	皖浙两省		安徽省		浙江省	
	OLS	SAC	OLS	SDM	OLS	SDM
Inco	0.440*** (5.58)	0.401*** (5.17)	0.305*** (3.20)	0.317** (2.49)	0.286** (2.18)	0.444*** (3.37)
Intec	-0.005 (-0.12)	0.210*** (-6.21)	0.262*** (5.04)	0.271*** (4.36)	-0.090* (-1.91)	-0.100** (-2.10)
lnfdi	0.232*** (7.35)	0.284*** (-7.99)	0.242*** (3.82)	0.035 (0.50)	0.248*** (6.16)	0.399*** (8.37)
lninf	0.315*** (8.66)	0.481*** (-7.85)	0.251*** (3.30)	0.237** (2.54)	0.723*** (6.44)	0.479*** (4.25)
lnlab	0.505*** (8.06)	0.041 (0.87)	0.175*** (3.12)	0.268** (2.55)	-0.024 (-0.33)	-0.265** (-2.52)
R ²	0.858	0.869	0.638	0.911	0.876	0.823
Log likelihood		-256.204		-133.530		-38.508
ρ		0.122*** (2.69)		0.359*** (4.84)		-0.268* (-1.83)
λ		-0.171* (-1.73)				

注：表格内，*、**、*** 分别表示变量通过 10%、5% 和 1% 的显著性检验，括号内为 t 值或 z 值，下同

同时，为了进一步分析各影响因素在空间上的影响，本文将 3 个回归模型中各影响因素对创新产出的总效应拆分为直接效应和间接效应，如表 4 所示，通过对直接效应和间接效应的分析，可以区分各影响

因素对本地及邻近地区创新能力的不同效应，其中，直接效应表示本地的影响因素对于本地创新能力的作用效果，间接效应表示本地的影响因素对于周边邻近地区创新能力的作用效果。

表 4 回归结果的直接效应和间接效应

变量	皖浙两省			安徽省			浙江省		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnco	0.418*** (5.31)	-0.230 (-1.23)	0.188 (0.87)	0.386*** (2.93)	0.833*** (2.61)	1.219*** (3.34)	0.480*** (3.77)	-0.415* (-1.86)	0.065 (0.19)
ln tec	0.199*** (5.90)	0.485*** (5.59)	0.282* (1.95)	0.286*** (5.05)	0.221** (2.03)	0.507*** (4.76)	-0.143*** (-2.97)	0.587*** (4.90)	0.444*** (3.28)
lnfdi	0.291*** (7.51)	-0.060 (-0.78)	0.684*** (7.30)	0.041 (0.62)	0.002 (0.01)	0.043 (0.24)	0.401*** (8.26)	0.049 (0.40)	0.451*** (3.82)
lninf	0.363*** (6.06)	-0.081 (-0.66)	0.282* (1.95)	0.245** (2.55)	0.112 (0.45)	0.357 (1.20)	0.403*** (3.66)	0.967*** (4.80)	1.370*** (6.01)
lnlab	0.100** (2.24)	0.074 (0.54)	0.174 (1.16)	0.279*** (2.72)	0.190 (0.58)	0.468 (1.27)	-0.207** (-2.15)	-0.940*** (-2.98)	-1.147*** (-2.93)

4.2 结果分析

4.2.1 产业协同集聚的创新效应

知识密集型服务业与制造业的协同集聚程度不仅反映了一个城市内制造业和知识密集型服务业的集聚发展状况,还反映了两个产业之间的配合程度。从模型结果来看,无论是浙江省还是安徽省,产业协同集聚度都与创新产出呈显著正相关关系,这说明无论在安徽省还是浙江省内,产业协同集聚度都对本地的创新发展起到了明显的积极作用。

通过对直接效应和间接效应的比较,可以发现:安徽省内,知识密集型服务业与制造业的协同集聚度对创新产出影响的直接效应与间接效应都通过了 1% 的显著性水平检验,符号为正,即在安徽省的大部分城市中,知识密集型服务业与制造业协同集聚不仅会对本地创新行为产生积极作用,还会对周边地区产生正向溢出效应,带动起周边城市的共同创新发展。浙江省内,本地的产业协同集聚度对创新产出的直接效应方向为正且通过了 1% 的显著性水平检验,即产生了显著的积极作用,而浙江省产业协同集聚度的间接效应通过 10% 的显著性水平检验且方向为负,这说明,浙江省本地的产业协同集聚程度对本地的创新产出产生积极作

用,对周边地区会产生消极作用,即在浙江省内存在增长极,且对周边区域产生了极化效应。这可能是由于安徽省内大部分城市经济发展水平都不高,而浙江省内城市的经济发展水平存在一定的差距,因此浙江省内的极化效应更加明显。另外,总回归模型中,产业协同集聚度也存在着对本地创新能力的影响系数显著为正,而对周边地区创新产出系数为负的现象,这说明,在省际间,经济较发达地区对经济较落后地区同样存在极化效应。

4.2.2 其他控制变量对创新产出的影响

(1) 科技经费投入。从整体上看,科技经费投入促进了创新产出的提高。安徽省内,部分城市科技投入无论对本地还是周边地区的区域技术创新都具有显著的正向效应;浙江省内,本地科技投入对自身的技术创新能力为明显的消极影响,但是从间接效应来看,科技投入对周边城市的创新能力通过了 1% 的显著性水平检验,方向为正,即起到了显著的积极作用,这说明创新行为存在明显的溢出效应。

(2) 外商直接投资。浙江省内,外商投资对创新发展有显著的积极作用,这说明国外技术的引进在一定程度上提高企业的创新效率,浙江省企业在技术引进的基础上所实施的模仿创

新战略取得了一定成效；但是，安徽省中，外商直接投资对创新产出影响不显著，外商直接投资对本地技术创新既有积极作用也有消极影响，这说明本地经济基础越差，越难以吸收或消化国外的资本与技术溢出。

(3) 信息化水平。从信息化对创新产出的影响来看，安徽省和浙江省的信息化建设对创新产出的影响都通过了显著性水平检验且符号为正，即两个省的信息化建设都会促进本地的创新能力提高，再从直接效应和间接效应看，浙江省各城市的信息化建设不仅能够推动本市的创新发展，还会对邻近地区的创新能力起到溢出作用。

(4) 人力资本。从模型中可以看到，总回归模型中，人力资本会对本地的创新产出起到正向激励作用，而对周边地区的影响不显著。安徽省内，人力资本对创新产出的影响通过了1%的显著性水平检验且方向为正，即人力资本对本地创新能力的提高起到显著的带动作用。浙江省内，从空间计量的回归模型来看，人力资本对创新产出影响显著为负，可能的原因是：①浙江省内的人力资源存在冗余与浪费现象；②本地的人力资源可能与本地的产业结构及类型不匹配。

5 结论与建议

考虑安徽省与浙江省的发展现状，同时结合实证研究中的结果，可以得到以下结论：

“增长极”理论认为增长极在地理空间上表现为一定规模的城市，存在推进性的主导工业部门和不断扩大的工业综合体，增长极会对所在区域产生极化作用和扩散作用。从两个省的发展情况来看，安徽省整体发展水平都不是很高，很多城市的产业发展状况都比较类似，所以大部分城市都不是增长极，相对来说区域间对资源的极化效应和竞争效应不明显；而浙江省经济发展整体水平较高，拥有较好的工业基础和配套设施的城市便形成了增长极，会对周边城市产生极化效应。除了存在于省内的极化

效应和竞争效应，由于两省的发展水平存在一定的差距，省域之间，浙江省发展较好城市的产业协同集聚同样不利于安徽省发展一般城市的创新发展。

在目前行政管理与经济激励相结合的分权体制下，如果地方政府没有全局观，各自为政，政府的行为就会在一定程度上影响产业协同集聚的分布情况。首先在不同的区域，当地政府有不同的招商引资政策和对本地企业的扶持鼓励政策，尤其是一些经济基础本来就很好的城市利用自身的区位优势和资本优势制定对企业更有诱惑力的政策，这会对企业最终的选择与决策造成重要影响，政策条件更为优惠的地区就可能吸引和夺取政策条件一般地区的资源要素；其次，当某地区存在地方保护主义时，地方保护主义会对不同区域间的合作产生贸易壁垒，不利于区域间的产业协同集聚及其创新效应的发挥。

因此，政府需要在以下几方面做出努力：

第一，由上级政府对各地区产业发展进行统筹管理。首先从各区域的自身发展来说，各省应当梳理每个城市产业发展的特点及产业结构的匹配依赖程度，统一进行产业发展规划，避免重复开发建设带来的资源浪费。在规划中，要考虑地方的发展基础和当地情况，因地制宜，发展能够充分利用地方资源和优势的产业。其次，区域间合作方面，应打破区域之间的屏障。尽管早至中共十四大就明确提出建立社会主义市场经济，但是，从现状来看，各区域之间的独立行政容易形成地区间的贸易壁垒^[27]，因此应当由上级政府对全省各市乃至省际之间进行统筹规划，协调各地的发展，不再仅以各地的GDP为政绩考核指标，打破地方保护主义和垄断行为，逐渐摆脱地域之间行政边界的束缚，促进资源要素自由流动，构建企业间良性竞争的市场秩序。另外，各地区间可以考虑在制度上确立战略合作关系，尽量减少企业因竞争博弈造成的效率损失和贸易往来的成本，鼓励不同地区企业之间的合作与交流，加快区域间统一

市场的建立。鼓励较发达城市对于较落后城市给予技术、人员等方面的支持以带动这些城市的发展,从而促进创新溢出效应的发挥。

第二,搭建区域合作共享平台。区域合作共享平台是区域的各市场主体互动合作的场所,可以为知识密集型服务业与制造业的交流与合作创造一个开放式的氛围,从而促进知识的流动与扩散,解决知识供应不足、沟通不畅的问题。同时,区域合作共享平台应该同时配备知识库,该知识库应当储备和整合区域内各市场主体溢出和贡献的知识,是公共的、开放的,其储备的知识能够被区域所有成员共享,方便相关企业在遇到技术或创新难题时可以及时从知识库中获取信息,从而促进区域的知识流动和扩散。

第三,加强行业协会的协调作用。国外经验表明,行业协会在行业的市场管理方面有着很多优势,这有利于不同地区相同行业的合作与发展,如日本为信息服务业设立了日本信息产业协会(JISA)等4个行业协会,而在我国,正式的行业协会依旧缺乏,虽然浙江安徽两省尤其是浙江省不乏很多非正式性质的商会组织如同乡会等,这有利于商会成员的商业合作与发展,但是可能对非商会成员存在资源挤占效应,所以在今后的发展中,中央政府可以参考国外经验,倡导成立、发展和完善全国性质的专业、正式的行业协会,依靠行业协会的力量建立区域间合作联系的桥梁,不断完善整体的行业布局结构。

参考文献:

- [1] 王国顺,张凡,郑准.我国知识密集型服务业的空间集聚水平及影响因素——基于288个城市数据的实证研究[J].经济地理,2016,36(4):106-112.
- [2] 刘洋.我国知识密集型服务业影响区域创新效率的实证研究[D].长沙:湖南大学,2014.
- [3] 魏江,陶颜,王琳.知识密集型服务业的概念与分类研究[J].中国软科学,2007(1):33-41.
- [4] CIRIACI D. MONTRESOR S. PALMA D. Do KIBS make manufacturing more innovative? an empirical investigation of four European countries [J]. Technological forecasting and social change, 2014, 95(1): 131-151.
- [5] 陈建军,刘月,邹苗苗.产业协同集聚下的城市生产效率增进——基于融合创新与发展动力转换背景[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2016(3):150-163.
- [6] 时省,赵定涛,洪进.集聚视角下知识密集型服务业对区域创新的影响研究[J].科学学与科学技术管理,2013(12):167-174.
- [7] 李向东,李南,白俊红.高技术产业研发创新效率分析[J].中国软科学,2011(2):52-61.
- [8] 吕民乐,金妍.知识密集型服务业对中国制造业创新的影响——基于高技术制造业的实证分析[J].工业技术经济,2016,35(4):17-24.
- [9] 张振刚,李云健,陈志明.科技服务业对区域创新能力提升的影响——基于珠三角地区的实证研究[J].中国科技论坛,2013,1(12):45-51.
- [10] ELLISON G, GLAESER E L. Geographic concentration in U.S. manufacturing industries: a dartboard approach[J]. Journal of political economy, 1997, 105(5): 889-927.
- [11] DURANTON G, OVERMAN H G. Testing for localization using micro-geographic data[J]. Review of economic studies, 2005, 72(4): 1077-1106.
- [12] BILLINGS S B, JOHNSON E B. Agglomeration within an urban area[J]. Journal of urban economics, 2016, 91(1): 13-25.
- [13] 陈国亮,陈建军.产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国212个城市的经验考察[J].管理世界,2012(4):82-100.
- [14] 杨仁发.产业集聚与地区工资差距——基于我国269个城市的实证研究[J].管理世界,2013(8):41-52.
- [15] 杜传忠,王鑫,刘忠京.制造业与生产性服务业耦合协同能提高经济圈竞争力吗?——基于京津冀与长三角两大经济圈的比较[J].产业经济研究,2013(6):19-28.
- [16] 豆建民,刘叶.生产性服务业与制造业协同集聚是否能促进经济增长——基于中国285个地级市的面板数据[J].现代财经-天津财经大学学报,2016(4):92-102.
- [17] 树友林,王怀民.地区信息化水平与经济增长内生性关系研究[J].情报杂志,2007,26(10):85-86.
- [18] 李雷鸣,贾江涛.信息化与能源效率的关系研究[J].中国石油大学学报(自然科学版),2011,35(5):163-166.
- [19] GONZÁLEZ-LOUREIRO M, PITA-CASTELO J. A model for assessing the contribution of innovative smes to economic growth: the intangible approach[J]. Economics letters, 2012, 116(3): 312-315.
- [20] 林毅夫,孙希芳.银行业结构与经济增长[J].经济研究,

- 2008(9): 31-45.
- [21] 廖敬文. 长江中游城市群产业结构升级的空间溢出效应[J]. 重庆理工大学学报(社会科学版), 2016, 30(8): 32-39.
- [22] 李习保. 区域创新环境对创新活动效率影响的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2007, 24(8):13-24.
- [23] ANSELIN L, LE GALLO J, JAYET H. Spatial panel econometrics[M]. Berlin: Springer, 2008: 625-660.
- [24] ELHORST J P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences[J]. Journal of geographical systems, 2012, 14(1): 5-28.
- [25] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014: 593-594.
- [26] 金刚, 沈坤荣, 胡汉辉. 中国省际创新知识的空间溢出效应测度——基于地理距离的视角[J]. 经济理论与经济管理, 2015, 35(12): 30-43.
- [27] 张璐璐. 知识产权保护、市场化对产业集聚的影响研究[D]. 杭州: 浙江大学, 2013.

Innovation Effect of Co-agglomeration Between KIBS and Manufacturing Industry

Chu Yili

School of Management of Hefei University of Technology, Xuancheng 242000

Abstract: [Purpose/significance] This paper aims at comparing and analyzing the innovative effects on collaborative concentration of knowledge-intensive business service industry (KIBS) and manufacturing industries at different development stages in different regions. **[Method/process]** On the basis of theoretical analysis, the paper took 27 cities in Anhui Province and Zhejiang Province as the research objects, selected the panel data from 2003 to 2014, analyzed and compared the impact of co-agglomeration between KIBS and manufacturing industry on regional innovation capacity of the two provinces by using the spatial regression model. **[Result/conclusion]** The co-agglomeration between KIBS and manufacturing industry can form regional innovation community, it can promote the innovation and development of the whole region. However, from the specific situation, high-level cities will have polarization effect on low-level especially in Zhejiang province. This phenomenon is not conducive to the overall development of the regional, it requires the correct guidance of superior governments and the active cooperation of grass-roots governments.

Keywords: knowledge-intensive business service manufacturing industry collaborative agglomeration spatial econometric